



TITLE:

# 二元配置におけるノンパラメトリックT-法

AUTHOR(S):

松田, 眞一

---

CITATION:

松田, 眞一. 二元配置におけるノンパラメトリックT-法. 数理解析研究所  
講究録 1988, 645: 114-125

ISSUE DATE:

1988-02

URL:

<http://hdl.handle.net/2433/100247>

RIGHT:

## 二元配置におけるノンパラメトリック T-法

阪大 基礎工 松田真一 (Shin-ichi Matsuda)

### 1. はじめに

T-法とは、Tukey [7] が提案した多重比較問題に対する一方法である。この方法は、データが正規分布に従っているときのみ有効であったので、Sen [3] は適用範囲を広げるべく、順位を使ったノンパラメトリック T-法を提案した。この2つの方法は共に、一元配置のデータを対象としている。

二元配置のデータに対して、Sen [4] はアラインメントという方法を使ってノンパラメトリック T-法を構築している。ここでは、欠測値を含む場合にも適用できる、別の方法によるノンパラメトリック T-法を提案する。

### 2. モデル

$p$  ( $\geq 3$ ) 個の処理,  $n$  個のブロックからなる二元配置  $\{X_{ij} : i=1, 2, \dots, n, j=1, 2, \dots, p\}$  を考える。欠測値を許すため  $j$  番目の処理において観測値のあるブロックの番号の集合を  $D_j$  と記すことにする。観測値は次のモデルに従っているとする。

$$(1) \quad X_{ij} = \mu_0 + \alpha_i + \tau_j + \varepsilon_{ij} \quad \text{for } j=1, 2, \dots, p, i \in D_j$$

ここで、右辺はすべて未知の値で、 $\mu_0$  は平均効果、 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$  はブロック効果 (母数、または確率変数)、 $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_p$  は処理効果 (興味のある母数、 $\sum \tau_j = 0$  と仮定する)、 $\varepsilon_{ij}, j=1, 2, \dots, p, i \in D_j$  は誤差成分である。また、 $\{\varepsilon_{ij} : j=1, \dots, p, i \in D_j\}$  は i. i. d. で、未知の連続分布  $F(x)$  に従っているとする。

この時、検定したい帰無仮説は、

$$(2) \quad H: \tau_1 = \tau_2 = \cdots = \tau_p = 0$$

である。

便宜上、次のようにおく。

$$D_{jk} = D_j \cap D_k, n_{jk} = \# D_{jk} \quad \text{for } 1 \leq j < k \leq p$$

また、次を仮定する。

$$n_{jk} > 0, \quad n_{jk}/n \rightarrow d_{jk} > 0 \quad \text{as } n \rightarrow \infty$$

### 3. 統計量の構成

$j, k$  番目の処理 ( $1 \leq j < k \leq p$ ) に対し、

$$(3) \quad Y_{ijk} = (X_{ij} - X_{ik})/2 \\ = \Delta_{jk}/2 + e_{ijk} \quad \text{for } i \in D_{jk}$$

とおく。但し、

$$(4) \quad \Delta_{jk} = \tau_j - \tau_k, \quad e_{ijk} = (\varepsilon_{ij} - \varepsilon_{ik})/2$$

ここで、 $e_{ijk}$  は  $\{\varepsilon_{ij}\}$  に対する仮定により  $i, j, k$  によらない共通の分布に従う。これを  $G(x)$  とおく。この分布は、連続で原点について対称となる。

そこで、絶対順位を用いた統計量を構成しよう。スコア  $E_{na}$  を

$$(5) \quad E_{na} = J_n(a/(n+1)) \quad \text{for } a = 1, 2, \dots, n$$

で定義する。但し、 $J_n$  は Sen and Puri [5] と同様な次の仮定を満たしているとする。

仮定 1 ある定数でない関数  $J(u)$  が存在し、 $0 < u < 1$  に対して

$$\lim_{n \rightarrow \infty} J_n(u) = J(u) \quad \text{で、} \quad J(0) = 0。$$

仮定 2

$$\int_0^\infty \left[ J_{njk} \left( \frac{n_{jk}}{n_{jk} + 1} H_{j,k}^{(n_{jk})}(x) \right) - J \left( \frac{n_{jk}}{n_{jk} + 1} H_{j,k}^{(n_{jk})}(x) \right) \right] dG_{j,k}^{(n_{jk})}(x) \\ = o_p(n^{-1/2}) \quad \text{for } 1 \leq j < k \leq p$$

但し、

$G_{j,k}^{(n)}(x) = \#\{i \in D_{jk} : Y_{j,k}^{(i)} \leq x\} / n_{jk}$  : 経験分布関数,

$$H_{j,k}^{(n)}(x) = G_{j,k}^{(n)}(x) - G_{j,k}^{(n)}(-x-) \quad (x \geq 0)$$

仮定 3  $J(u)$  は絶対連続で、ある  $K < \infty$ ,  $h > 0$  に対し、

$$|J^{(i)}(u)| = |d^i J(u)/du^i| \leq K[u(1-u)]^{h-i-1/2} \quad \text{for } i = 0, 1$$

さらに、次のような  $n$  次元ベクトル空間上の関数  $h(W)$  を定義する。

$$(6) \quad h(W) = (\sum_{a=1}^n E_{nR_a} Z_a) / n$$

但し、 $W = (W_1, W_2, \dots, W_n)'$ ,

$R_a$  :  $|W_a|$  の  $\{|W_i| : i=1, 2, \dots, n\}$  における順位,

$$Z_a = \begin{cases} 1 & \text{if } W_a > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

この関数によって、統計量を次のように定義する。

$$(7) \quad T_{j,k}^{(n)} = h(Y_{j,k})$$

但し、 $Y_{j,k}$  は  $\{Y_{j,k}^{(i)} : i \in D_{jk}\}$  を並べたベクトル。

#### 4. 統計量の性質

まず、Sen and Puri [5] の定理 4.1 より次を得る。

補題 1  $N(T_n - \mu)$  は漸近的に平均  $0$  の  $p'$  次元多変量正規分布に従う。

但し、

$$(8) \quad \begin{aligned} N &= \text{diag}(n_{12}^{1/2}, \dots, n_{p-1,p}^{1/2}), \\ T_n &= (T_{1,2}^{(n)}, \dots, T_{1,p}^{(n)}, T_{2,3}^{(n)}, \dots, T_{p-1,p}^{(n)})', \\ \mu &= (\mu_{12}, \dots, \mu_{1p}, \mu_{23}, \dots, \mu_{p-1,p})', \\ \mu_{jk} &= \int_0^\infty J[H(x; \Delta_{jk}/2)] dG(x - \Delta_{jk}/2), \\ H(x; \delta) &= G(x - \delta) - G(-x - \delta) \quad (x \geq 0), \end{aligned}$$

$$p' = p(p-1)/2$$

証明 Sen and Puri [5] の定理 4. 1 より次が分かる。

$$T_{j,k}^{(n_{jk})} - \mu_{jk} \sim \left( \sum_{i \in D_{jk}} B_{j,k}^{(i)} \right) / n_{jk} \quad \text{for } 1 \leq j < k \leq p$$

但し、 $B_{j,k}^{(i)}$ ,  $1 \leq j < k \leq p, i \in D_{jk}$  は  $i$  が異なる間では独立同分布で、すべて平均 0、分散有限の確率変数である。ここで、 $\sim$  は漸近的確率同等を示す。

この時、任意の  $\{a_{jk} : 1 \leq j < k \leq p\}$  (not all zero) に対し、

$$\sum_{j,k} a_{jk} (T_{j,k}^{(n_{jk})} - \mu_{jk}) \sim \sum_{j,k} \left( \sum_{i \in D_{jk}} a_{jk} B_{j,k}^{(i)} \right) / n_{jk}$$

となる。そこで、

$$C_i = \sum_{j,k} \frac{a_{jk} n}{n_{jk}} \tilde{B}_{j,k}^{(i)}$$

但し、

$$\tilde{B}_{j,k}^{(i)} = \begin{cases} B_{j,k}^{(i)} & \text{if } i \in D_{jk} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

とおくと、

$$\sum_{j,k} \left( \sum_{i \in D_{jk}} a_{jk} B_{j,k}^{(i)} \right) / n_{jk} = \sum_{i \in UD_{jk}} C_i / n$$

と書ける。

$C_i$  はその定義より、 $\tilde{B}_{j,k}^{(i)}$  の組合わせによる高々  $2^{p'}$  通りの確率変数にしかなり得ない。そこで、 $n_{jk} \neq 0$  であることを用いると、ある  $K_1, K_2$  に対し、

$$K_1 > \text{Var } C_i > K_2 > 0 \quad \text{for } i \in UD_{jk}$$

が分かる。仮定より  $0(n_{jk}) = 0(n)$  であることを用いると、

$$\text{Var} \left( \sum_{i \in UD_{jk}} C_i \right) = 0(n)$$

を得る。

一方、任意の  $\varepsilon > 0, s > 0$  に対し  $d_{jk} > 0$  より、

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int \{ |C_i| \geq \varepsilon s \} C_i^2 dP = \int \{ |\bar{C}_i| \geq \varepsilon s \} \bar{C}_i^2 dP$$

但し、

$$\bar{C}_i = \sum_{j, k} \frac{a_{jk}}{d_{jk}} \tilde{B}_{j, k}$$

が成り立ち、さらに  $s$  については単調減少なので、

$$\int \{ |C_i| \geq \varepsilon s_n \} C_i^2 dP \rightarrow 0 \quad \text{as } n \rightarrow \infty$$

但し、

$$s_n^2 = \text{Var}(\sum_{i \in UD_{jk}} C_i)$$

が成立する。

ここで、前と同じ議論により  $C_i$  は高々  $2^p$  通りしかパターンがないので、

$$\max_{i \in UD_{jk}} \int \{ |C_i| \geq \varepsilon s_n \} C_i^2 dP \rightarrow 0 \quad \text{as } n \rightarrow \infty$$

ゆえに、

$$\begin{aligned} & \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{s_n^2} \sum_{i \in UD_{jk}} \int \{ |C_i| \geq \varepsilon s_n \} C_i^2 dP \\ & \leq \lim_{n \rightarrow \infty} O(1) \cdot \max_{i \in UD_{jk}} \int \{ |C_i| \geq \varepsilon s_n \} C_i^2 dP \\ & = 0 \end{aligned}$$

よって、Lindeberg condition を満たすことになるので、中心極限定理により

$n^{-1/2} \sum_{i \in UD_{jk}} C_i$  は漸近的に平均 0 の正規分布に従う。

従って、 $N(T_n - \mu)$  は漸近的に平均 0 の  $p'$  次元多変量正規分布に従う。  $\square$

今、次のような対立仮説の列を考えよう。

ある固定した  $\lambda_{jk}$  ( $1 \leq j < k \leq p$ ) に対し、

$$(9) \quad K_n : \Delta_{jk} = \lambda_{jk} / n^{1/2} \quad \text{for } 1 \leq j < k \leq p$$

そのとき、次が分かる。

補題 2 補題 1 の条件が満たされているとき対立仮説列  $\{k_n\}$  の下で、 $N(T_n - \mu)$  は漸近的に平均 0, 分散行列  $\Sigma$  の  $p'$  次元多変量正規分布に従う。

但し、

$$\Sigma = (\sigma_{jk, j'k'}) : 1 \leq j < k \leq p, 1 \leq j' < k' \leq p,$$

$$\sigma_{jk, j'k'} = \begin{cases} \int_0^1 J^*(x) dx / 4 & \text{if } j = j', k = k' \\ \frac{\#(D_{jk} \cap D_{j'k'})}{4(n_{jk} n_{j'k'})^{1/2}} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} J^*(G(x)) J^*(G(y)) dG_{jk, j'k'}(x, y) & \text{otherwise} \end{cases}$$

ここで、

$$J^*(x) = \begin{cases} J(2x - 1) & \text{if } x \geq 1/2 \\ -J(1 - 2x) & \text{otherwise,} \end{cases}$$

$G_{jk, j'k'}(x, y) : (e_{j/k}, e_{j'/k'})$  の分布関数

証明は、Sen and Puri [5] の系 4. 1 と同様である。

よって、Hocheberg [1] と同様にして次を得る。

### 定理 1

$$(10) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} P_H \{ |T_{jk}^{(D_k)} - \mu| \leq n_{jk}^{-1/2} A(J^*) |m|_{p', \alpha} / 2, 1 \leq j < k \leq p \} \geq 1 - \alpha$$

但し、

$$\mu = \int_0^{\infty} J[H(x; 0)] dG(x) = \int_{1/2}^1 J^*(x) dx = \int_0^1 J(x) dx / 2,$$

$$\{A(J^*)\}^2 = \int_0^1 J^{*2}(x) dx - \left( \int_0^1 J^*(x) dx \right)^2$$

で、 $|m|_{p', \alpha}$  は標準正規分布からの大きさ  $p'$  の標本の最大絶対値の分布の上側  $\alpha$  点。

証明  $H$  の下では  $\mu_{jk} = \mu$  であるから補題 2 より

$$N(T_n - \mu I) \rightarrow N_{p'}(0, \Sigma) \quad \text{in law}$$

但し、 $I = (1, \dots, 1)'$ 。

そこで、Šidák [6] の系1を用い、

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_H \{ |T_{j,k}^{(n,k)} - \mu| \leq n_{jk}^{-1/2} A(J^*) |m| p^{-\alpha} / 2, 1 \leq j < k \leq p \}$$

$$\geq \prod_{1 \leq j < k \leq p} \lim_{n \rightarrow \infty} P_H \{ |T_{j,k}^{(n,k)} - \mu| \leq n_{jk}^{-1/2} A(J^*) |m| p^{-\alpha} / 2 \}$$

$$= 1 - \alpha$$

よって、成り立つ。□

この定理によって、検定は次のようになされる。

与えられたデータに対して求めた  $T_{j,k}^{(n,k)}$  が、

$$|T_{j,k}^{(n,k)} - \mu| > n_{jk}^{-1/2} A(J^*) |m| p^{-\alpha} / 2$$

となるような  $j, k$  の組は有意な差があるとみなす。

なお、検定の際必要な  $|m| p^{-\alpha}$  の値に対する表は十分なものがない。コンピュータによって得た値を表、1に掲げておく。

## 5. 漸近的相対効率

まず、Sen [4] の方法について述べる。Sen の方法では、アラインメントをブロック全体で考え、ブロック平均を引くことでブロック効果をなくそうとしている。実際には、

$$Y_{ij} = X_{ij} - \sum_{k=1}^p X_{ik} / p,$$

$$\tilde{e}_{ij} = \varepsilon_{ij} - \sum_{k=1}^p \varepsilon_{ik} / p \quad \text{for } i=1, 2, \dots, n, j=1, 2, \dots, p$$

とおくと、

$$Y_{ij} = \tau_j + \tilde{e}_{ij}$$

となって他の効果が消える。ここで、 $\tilde{e}_{ij}$  は  $\varepsilon_i$  に対する仮定により  $i, j$  によ



らない共通の分布に従う。これを  $\tilde{G}(x)$  とおく。

スコア  $\tilde{E}_{na}$  ( $a = 1, 2, \dots, n$ ) を

$$\tilde{E}_{na} = \tilde{J}_n(a/(n+1))$$

で定義する。但し、 $\tilde{J}_n$  は Sen [4] の条件を満たすとする。

この時、次のような  $n$  次元ベクトル空間の直積上の関数  $\tilde{h}(U, V)$  を定義する。

$$\tilde{h}(U, V) = (\sum_{a=1}^n \tilde{E}_{anQ_a}) / n$$

但し、

$$U = (U_1, U_2, \dots, U_n)',$$

$$V = (V_1, V_2, \dots, V_n)',$$

$$Q_a : U_a \text{ の } \{U_i, V_i : i = 1, 2, \dots, n\} \text{ における順位}$$

この関数によって統計量を次のように定義する。

$$\tilde{T}_{jk}^{(n)} = \tilde{h}(Y_j, Y_k) \quad \text{for } 1 \leq j < k \leq p$$

但し、

$$Y_j = (Y_{1j}, Y_{2j}, \dots, Y_{nj})', \quad Y_k = (Y_{1k}, Y_{2k}, \dots, Y_{nk})'$$

Sen [4] で次が分かっている。

### 補題 3

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_H \{ |\tilde{T}_{jk}^{(n)} - \tilde{\mu}| \leq n^{-1/2} (\frac{p}{p-1})^{1/2} A(\tilde{J}) R_{p\alpha} / 2, 1 \leq j < k \leq p \} \geq 1 - \alpha$$

但し、

$$\tilde{J}(x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \tilde{J}_n(x),$$

$$\tilde{\mu} = \int_0^1 \tilde{J}(x) dx,$$

$A(\cdot)$  : 定理 1 で定義したもの,

$R_{p\alpha}$  : 標準正規分布からの大きさ  $p$  の標本の範囲の分布の上側  $\alpha$  点

そこで、欠測値のない二元配置に対し（即ち、 $n_{jk} = n$  for  $1 \leq j < k \leq p$ ）、提案した方法の Sen の方法に対する漸近的相対効率（ARE）を調べよう。比較には Hodges and Lehmann [2] の推定量を用いる。

Hodges and Lehmann の推定量は以下のように構成される。

$$\Delta_{jk}^* := \sup\{\Delta: h(Y_{jk} - \Delta I/2) > \bar{E}_n/2\},$$

$$\Delta_{jk}^{**} := \inf\{\Delta: h(Y_{jk} - \Delta I/2) < \bar{E}_n/2\},$$

$$\hat{\Delta}_{jk} := (\Delta_{jk}^* + \Delta_{jk}^{**})/2,$$

$$\hat{\lambda}_{jk} := n^{1/2} \hat{\Delta}_{jk}$$

但し、

$$\bar{E}_n = (\sum_{a=1}^n E_{na})/n,$$

$I$ : 定理 1 で定義したもの

この推定量に対し次が分かる。

定理 2 適当な条件の下で次が成り立つ。

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_{(K_n)} \{ |\hat{\lambda}_{jk} - \lambda_{jk}| \leq 2 \frac{A(J^*)}{B(J^*, G)} \mid m \mid p, \alpha, 1 \leq j < k \leq p \} \geq 1 - \alpha$$

但し、

$$B(J^*, G) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{d}{dx} J^*(G(x)) dG(x)$$

Sen の場合も同様の推定量  $\hat{\lambda}_{jk}$  に対し次の定理を得る。

定理 3 適当な条件の下で、次が成り立つ。

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_{(K_n)} \{ |\hat{\lambda}_{jk} - \lambda_{jk}| \leq (\frac{p}{p-1})^{1/2} \frac{A(\tilde{J})}{B(\tilde{J}, \tilde{G})} R_{p\alpha}, 1 \leq j < k \leq p \} \geq 1 - \alpha$$

よって信頼区間にもとづくARE (Pitman 効率) は、

$$\frac{p}{4(p-1)} \left( \frac{A(\tilde{J})}{A(J^*)} \frac{B(J^*, G)}{B(\tilde{J}, \tilde{G})} \frac{R_{p\alpha}}{\lim_{p \rightarrow \infty} R_{p\alpha}} \right)^2$$

となる。

Sen の方法で用いるスコア関数  $\tilde{J}$  の極限は  $J^*$  と同じとし、分布関数  $F(x)$  は密度  $f(x)$  を持つとする。

次の場合についてAREを調べた。

- $f(x)$  : 正規分布、一様分布、両側指数分布、Cauchy 分布。
- スコア : 正規スコア、Wilcoxon 型スコア。
- $\alpha = 0.01, 0.05$ ;  $p = 3, \dots, 8$

そのうち Wilcoxon 型スコアの結果が表. 2である。これらの組合せに対し求めたAREは Cauchy 分布を除いてだいたい .9~1 である。従って、欠測値が殆どない場合以外では提案した方法が有力と思われる。

表. 1  $\lim_{p \rightarrow \infty} R_{p\alpha}$

		$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.01$
3	3	2.38774	2.93416
4	6	2.63104	3.14276
5	10	2.79963	3.28926
6	15	2.92780	3.40165
7	21	3.03074	3.49253
8	28	3.11648	3.56861

表. 2 ARE ( $J^*(x) = 2x - 1$ )

	Normal	D.exp.	Uniform	Cauchy
p = 3	.9632 .9858	.9812 1.0043	.9711 .9939	1.2842 1.3144
4	.9533 .9814	.9480 .9759	.9679 .9964	1.4300 1.4721
5	.9495 .9792	.9215 .9503	.9659 .9961	1.5192 1.5667
6	.9473 .9778	.9008 .9298	.9631 .9941	1.5789 1.6297
7	.9466 .9770	.8848 .9133	.9606 .9915	1.6227 1.6748
8	.9457 .9765	.8715 .8999	.9575 .9887	1.6549 1.7088

上段 :  $\alpha = 0.05$

下段 :  $\alpha = 0.01$

### References

- [1] Hocheberg, Y. (1974). Some generalizations of the T-method in simultaneous inference. J. Multivar. Anal. 4, 224-234.
- [2] Hodges, J. L., Jr. and Lehmann, E. L. (1963). Estimates of location based on rank tests. Ann. Math. Statist. 34, 598 - 611.
- [3] Sen, P. K. (1966). On nonparametric simultaneous confidence regions and tests for the one criterion analysis of variance problem. Ann. Inst. Statist. Math. 18, 319 - 336.

- [4] Sen, P.K. (1969). On nonparametric T-method of multiple comparisons for randomized blocks. *Ann. Inst. Statist. Math.* 21, 329 - 333.
- [5] Sen, P.K. and Puri, M.L. (1967). On the theory of rank order tests for location in the multivariate one sample problem. *Ann. Math. Statist.* 38, 1216 - 1228.
- [6] Šidák, Z. (1967). Rectangular confidence regions for the means of multivariate normal distributions. *J. Amer. Statist. Assoc.* 62, 626-633.
- [7] Tukey, J.W. (1953). The problem of multiple comparisons, Unpublished manuscript, Princeton University.